

制度环境改善与技能偏向性技术进步

沈春苗¹, 郑江淮²

(1. 南京师范大学 商学院, 江苏 南京 210023; 2. 南京大学 经济学院, 江苏 南京 210093)

摘要:技能偏向性技术进步(SBTC)在促进发达经济体结构调整过程中发挥了重要作用。如何使后发国家的技能偏向性技术进步得到有效发展?现有文献强调了GVC分工地位提升的重要性,却普遍忽略了制度环境这一重要因素。把制度因素纳入反映GVC分工特征的工序生产函数,考察了均衡状态下制度环境对技能偏向性技术进步的影响机制。理论分析表明,制度环境改善有助于SBTC的发生与发展;制度环境改善对SBTC的促进效应受到GVC分工地位的调节作用。上述结论得到1997—2015年30个地级市面板数据的计量支持。研究对制度变革深化和创新方式转变具有重要的启示。

关键词:制度环境;GVC分工;技能偏向;技术进步;结构转型

中图分类号:F062.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1671-9301(2019)01-0001-11

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2019.01.001

一、引言

自20世纪70年代以来,技能偏向性技术进步(Skill-biased Technical Change,简称SBTC)在发达国家经济增长和结构转型中的作用得到了重视^[1]。后金融危机时期,中国经济步入速度换挡、结构优化和动力转换的新常态,迫切需要通过技术创新尤其是SBTC,来推动中国从“工业大国”向“工业强国”地位的转变。但是,进入新世纪以来被媒体广泛报道的“脑体倒挂”现象^①,反映了我国制造业SBTC亟待发展的现实^[2]。因此,如何使SBTC得到长足的发展,成为政府和学界必须探究的重要课题。

长期以来,利用劳动力丰富优势加入全球价值链(Global Value Chain,简称GVC)分工获得跨国公司的技术溢出,是发展中国家尤其是中国实现技术进步的主要方式。但随着我国人口红利的逐渐消失,未来经济发展要从依赖人口红利转向挖掘制度红利^[3]。正是在这一背景下,国务院于2015年出台了《关于深化体制机制改革加快实施创新驱动发展战略的若干意见》,系统全面地阐述了创新驱动战略实施所需要的环境营造与制度变革。理性企业的生产是根据经济环境来权衡各种经济活动的收益与成本,进而选出对现有制度环境最优反应的自身利益最大化的活动,因此本质上一切旨在充分调动各类人员积极性和创造性的制度变革,如农村土地联产承包期再延30年、全面放开二孩政策、上海证券交易所设立科创板并试点注册制、考虑以“竞争中性”对待国有企业等措施,都将作用于微观主体的创新激励,进而对我国的技术进步产生深远影响。

收稿日期:2018-10-15;修回日期:2018-12-23

作者简介:沈春苗(1986—),女,安徽六安人,经济学博士,南京师范大学商学院讲师,研究方向为产业经济学;郑江淮(1968—),男,江苏盱眙人,经济学博士,南京大学经济学院教授,博士生导师,研究方向为产业经济学。

基金项目:国家社会科学基金重大项目(18ZDA077);国家社会科学基金一般项目(18BJL080);国家自然科学基金青年项目(71803086);江苏省社会科学基金青年项目(18EYC001)

但技术进步并非都是中性的,自哈罗德和索罗先后提出“劳动增长型”技术进步和“资本增长型”技术进步概念以来,技术变化过程中的要素偏向特征就开始进入主流经济学家的视野^[4]。二战以来,发达国家技能劳动力供给增加和技能溢价同步上涨的现象引起学者的进一步思考^[5-6],研究发现其原因是信息通讯技术与技能劳动力更强的互补性特征显著提高了技能劳动力的边际生产率^[7]。其中,技能劳动力的大幅供给和跨国公司主导的 GVC 分工格局发挥了重要的推动作用。

对此,一个很自然的疑问是,制度改革深化将如何作用于一国 SBTC? 如果制度环境改善能够显著促进技能偏向性技术进步,这种促进机制又将受到哪些外部条件的影响? 考虑到 GVC 分工地位对技能偏向性技术进步的重要作用^[8],那么制度环境对 SBTC 的影响效应是否会受到 GVC 分工地位的调节作用? 截至目前,这些问题尚未得到深入探讨。针对这些问题的研究不仅能够丰富现有的产品内分工和技术创新理论,对正处结构调整中的中国经济而言也具有重要的启示。

本文的创新之处有三点:第一,构建了一般均衡模型,把制度环境变量纳入反映 GVC 分工特征的工序生产函数,揭示了制度环境改善促进 SBTC 的作用机制,为决策部门提供了政策制定的依据;第二,在研究制度环境对 SBTC 的作用机理和影响效应时,考察了 GVC 分工地位的调节作用,发现不仅制度环境改善能够促进 SBTC,而且 GVC 分工地位提升能够增强制度环境对 SBTC 的促进效应,这是对相关文献研究内容的一个补充;第三,使用中国这样一个转型与发展中大国的省级面板数据对理论假说进行的实证研究,为完善 SBTC 理论提供了重要的经验证据。

二、文献综述

技能偏向性技术进步是学者针对 20 世纪 70 年代美国技能劳动力增加和技能溢价同步上涨现象而提出的解释,其内涵突出表现为技术进步具有朝着更加有利于技能需求增加和收入提高方向变动的偏向性技术变迁特征^[9]。为何发达国家的技术进步会呈现出显著的技能偏向性特征呢? 已有文献强调了技能劳动力大幅增加和南北方经济贸易对其的促进作用。资本品价格持续下降、劳动工资刚性上涨和以机器设备为载体的物质资本与技能劳动力的互补特征,推动发达国家技术进步日益呈现出技能劳动力偏向特征^[10],技能劳动力供给大幅增加导致短期内技能溢价迅速下降,激励企业追加与技能劳动力更加互补的设备投资,进而促进技能偏向性技术进步的发生^[7]。GVC 分工背景下南北方的进出口贸易进一步强化了企业的技能投资偏向。Freeman and Kleiner^[11] 基于欧洲数据的实证研究发现,来自中国的进口竞争显著促进了欧洲国家的技能偏向性技术进步,Chu *et al.*^[12] 将离岸外包纳入存在技术变化方向的南北贸易模型中,考察了中国经济发展对美国技能偏向性技术变化的影响,研究发现离岸外包是中国要素禀赋结构影响美国技术创新方向的重要机制。

国内关于技能偏向性技术进步的研究,主要关注了我国是否已经发生 SBTC,以及如何促进 SBTC 发展两个方面。关于我国 SBTC 发展现状的研究表明,我国制造业总体呈现出了技能偏向性特征但发展相对缓慢^[13]。王俊和胡雍^[14] 基于 Malmquist-TFP 指数分解,采取线性规划方法针对我国 27 个制造业技术进步技能偏向特征的研究发现,仅部分制造业发生了技能偏向性技术变化,技术进步的技能偏向没有表现出线性增长趋势,并且高技术产业没有表现出更高的技能偏向程度。王林辉等^[15] 基于双层嵌套型生产函数构建了技术进步技能偏向性指数,并针对 1979—2010 年我国技术进步的要害偏向性特征的考察发现,尽管我国技术进步呈现出技能偏向特征但变化强度逐年减弱。现阶段我国技术进步呈现出物化和技能偏向双重特性,蕴含前沿技术的设备投资高增长是引发我国技能偏向性技术变化的主要因素^[16],但固有的简单依靠初级要素投入的外延式扩张模式,更多增加的是对国内低技能劳动力的需求^[17]。

关于如何促进我国技能偏向性技术进步的发生和发展,国内也有少量文献涉及。杨飞^[18] 基于 1995—2009 年行业面板数据的实证检验发现,市场化程度提升是促进技能偏向性技术进步进而引致技能溢价的重要机制。沈春苗和郑江淮^[19] 将政府采购和消费者购买决策纳入熊彼特式增长模型,

从需求角度证明了市场机制下宽厚的政府采购和挑剔的消费者需求能够引致技能偏向性技术进步的发生。沈春苗^[2]基于李嘉图框架构建了包含逆向外包的一般均衡模型,从理论上论证了逆向外包作为后发国家集聚全球创新资源的一种新方式,能够诱导企业采用更加偏向技能劳动力的生产技术,进而对后发国家的技能偏向性技术进步产生促进作用。

综上所述,现有文献主要探讨了什么是技能偏向性技术进步以及为何会发生技能偏向性技术进步。关于如何促进发展中国家技能偏向性技术进步的问题仍有待深入研究。为此,本文尝试从制度环境这一崭新的视角来研究其对技术进步创新方向的作用机制和影响效应,得到的研究结论能为我国制度改革深化和创新方式转变提供一定的参考价值。

三、理论模型

本文基于 Costinot *et al.*^[20]用工序生产函数反映 GVC 分工特征的理论框架,把制度因素纳入企业的决策函数,构建了包含代表性消费者、最终品生产者和中间品生产者的一般均衡模型。考察了静态一般均衡状态下制度环境改善对技能偏向性技术进步的作用机理。

1. 消费部门。设代表性消费者的效用函数为 $U_t = C_{h,t}^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} + C_{l,t}^{(\varepsilon-1)/\varepsilon}$, 每期可提供 $L_{d,t}$ 单位低技能劳动力、 $H_{d,t}$ 单位高技能劳动力。工资水平分别为 $w_{l,d,t}$ 和 $w_{h,d,t}$, 用 $P_{l,t}$ 表示低技能产品价格, $P_{h,t}$ 表示高技能产品价格。消费者的决策函数可以表示为:

$$\begin{aligned} \max U_t &= C_{h,t}^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} + C_{l,t}^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} \\ \text{s. t. } P_{h,t} C_{h,t} + P_{l,t} C_{l,t} &\leq w_{h,d,t} H_{d,t} + w_{l,d,t} L_{d,t} \end{aligned} \quad (1)$$

由式(1)得:

$$C_{h,t}/C_{l,t} = (P_{h,t}/P_{l,t})^{-\varepsilon} \quad (2)$$

2. 最终品部门。设模型中存在两类代表性企业,分别用高、低技能中间投入品生产高、低技能最终品,生产函数为 $Y_{j,t} = (\int_0^{A_{j,t}} x_{i,j,t}^\alpha di)^{1/\alpha}$, 其中, $0 < \alpha < 1$, $j = h$ 表示高技能产品, $j = l$ 表示低技能产品, A 表示偏向性技术水平, x 表示中间投入。用 $P_{i,j,t}$ 表示中间投入品价格,那么静态决策条件下,高、低技能最终品生产厂商的最优决策为:

$$\begin{aligned} \min \int_0^{A_{j,t}} P_{i,j,t} x_{i,j,t} di \\ \text{s. t. } (\int_0^{A_{j,t}} x_{i,j,t}^\alpha di)^{1/\alpha} &\leq Y_{j,t} \end{aligned} \quad (3)$$

由式(3)可得,最终品企业对中间投入品的需求函数为:

$$P_{i,j,t} = P_{j,t} x_{i,j,t}^{\alpha-1} Y_{j,t}^{1-\alpha} \quad (4)$$

$$P_{j,t} = (\int_0^{A_{j,t}} P_{i,j,t}^{\alpha/(\alpha-1)} di)^{(\alpha-1)/\alpha} \quad (5)$$

3. 中间品生产部门。假定最终品厂商所需的高、低技能中间品生产都需要历经 $s \in (0, 1]$ 个连续的生产阶段。每一阶段的完成需要一单位劳动力投入和一单位前一阶段的中间品投入。其中,高技能中间品生产需要的劳动力全部为高技能劳动力,低技能中间品生产需要的劳动力全部为低技能劳动力。设高、低技能劳动力在生产过程中都会犯错,如果某一阶段生产过程中发生错误,该阶段中间投入品全部报废,犯错率 λ_d 和制度水平 θ 满足 $\lambda_d = f(\theta)$, 其中, $f'(\theta) < 0$, 即制度质量越高,犯错率越低。假设高技能中间品厂商在生产满足本土企业需求的同时,还将参与 GVC 分工承接来自发达国家外包的 $s \in (0, s_h]$ 生产环节。 $s_h \in (0, 1)$ 越大,意味着在 GVC 中分工地位越高^②。为计算简便,假设 $s = 0$ 阶段中间品无限供给,即 $P_{i,j,t}(0) = 0$ 。那么高、低技能中间品厂商各阶段产品价格满足以下特征:

$$P_{i,j,t}(s + ds) = (1 + \lambda_{d,t} dt) P_{i,j,t}(s) + w_{j,d,t} \quad (6)$$

$$x_{i,j,t}(s+ds) = (1 - \lambda_{d,t}dt) x_{i,j,t}(s) \quad (7)$$

由式(6)和 $P_{i,j,t}(0) = 0$, 可以得到高、低技能中间品生产过程中各阶段产品的生产价格为:

$$p_{i,j,t} = (w_{j,d,t}/\lambda_{d,t})(e^{\lambda_{d,t}s} - 1) \quad (8)$$

由式(2)、(4)、(5)、(7)和(8), 可以求解得到高技能中间品生产过程中各阶段产品的生产数量为:

$$x_{i,h,t} = c_h e^{-\lambda_{d,t}s} \quad (9)$$

其中, $c_h = \frac{\lambda_{d,t}(w_{h,d,t}H_{d,t} + w_{l,d,t}L_{d,t})}{A_{h,t}w_{h,d,t}(1 - e^{-\lambda_{d,t}}) [1 + (A_{l,t}/A_{h,t})^{(\alpha-1)(1-\varepsilon)/\alpha} (w_{l,d,t}/w_{h,d,t})^{(1-\varepsilon)}]}$, 同理可得, 低技能中间品生产过程中各阶段投入品的生产数量为:

$$x_{i,l,t} = c_l e^{-\lambda_{d,t}s} \quad (10)$$

其中, $c_l = \frac{\lambda_{d,t}(w_{h,d,t}H_{d,t} + w_{l,d,t}L_{d,t})}{A_{l,t}w_{l,d,t}(1 - e^{-\lambda_{d,t}}) [1 + (A_{h,t}/A_{l,t})^{(\alpha-1)(1-\varepsilon)/\alpha} (w_{h,d,t}/w_{l,d,t})^{(1-\varepsilon)}]}$ 。

最后, 由式(9)、(10)得到低技能劳动力市场出清条件 $\int_0^{A_{l,t}} \int_0^1 x_{i,l,d,t}(s) ds di = L_{d,t}$ ^③, 高技能劳动力市场出清条件 $\int_0^{A_{h,t}} \int_0^1 x_{i,h,d,t}(s) ds di + \int_0^{A_{h,t}} \int_0^{s_{h,t}} x_{i,h,f,t}(s) ds di = H_{d,t}$, 求解得到:

$$(1 + \varphi)/(1 + 1/\varphi) = (w_{h,d,t}/w_{l,d,t})(H_{d,t}/L_{d,t})(1 - e^{-f(\theta)}) / [(1 - e^{-f(\theta)}) + (1 - e^{-f(\theta)s_{h,t}})] \quad (11)$$

其中, $\varphi = (A_{h,t}/A_{l,t})^{(\alpha-1)(1-\varepsilon)/\alpha} (w_{h,d,t}/w_{l,d,t})^{1-\varepsilon}$ 。

由式(11)可以发现, 参数 θ 和 $s_{h,t}$ 进入技能偏向性技术进步水平 $(A_{h,t}/A_{l,t})$ 的函数表达式, 对式(11)两边同时求导得:

$$d\left(\frac{1 + \varphi}{1 + 1/\varphi}\right) / d\theta = \left(\frac{w_{h,d,t}}{w_{l,d,t}}\right) \left(\frac{H_{d,t}}{L_{d,t}}\right) f'(\theta) (e^{-f(\theta)s_{h,t}} - 1) (e^{-f(\theta)s_{h,t}} - e^{-f(\theta)}) / [(1 - e^{-f(\theta)}) + (1 - e^{-f(\theta)s_{h,t}})]^2 \quad (12)$$

可以发现, $d(A_{h,t}/A_{l,t}) / d\theta > 0$ 恒成立。又由于反映 GVC 分工地位的 $s_{h,t}$ 进入 $d(A_{h,t}/A_{l,t}) / d\theta$ 的表达式, 我们提出两个待检验的理论假说:

理论假说 1: 制度环境改善能够促进技能偏向性技术进步的发生和发展。

理论假说 2: 制度环境改善对技能偏向性技术进步促进效应受 GVC 分工地位的影响。

四、模型构建、变量说明及测度

(一) 计量模型构建

理论分析表明制度环境改善能够促进技能偏向性技术进步, 并且促进效应受到 GVC 分工地位的影响, 但尚没有来自实践层面的验证。下面利用中国 1997—2015 年 30 个省市^④的面板数据来对两个理论假说进行实证检验。考虑到制度环境和技能偏向性技术进步可能存在的内生性问题, 把 *sbtc* 滞后一期作为工具变量加入计量模型, 采用系统 GMM 两步法进行实证检验, 将计量方程设定如下:

$$sbtc_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 sbtc_{i,t-1} + \alpha_2 ins_{i,t} + \alpha_3 ins_{i,t} \times gvcp_{i,t} + \alpha_4 fdi_{i,t} + \alpha_5 open_{i,t} + \alpha_6 skill_{i,t} + \alpha_7 pgdp_{i,t} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

其中, i 表示省份, t 表示年份。 *sbtc* 表示技能偏向性技术进步, *ins* 表示制度质量, *gvcp* 表示 GVC 分工地位, *fdi* 表示外资利用度, *open* 表示对外贸易度, *skill* 表示劳动力的技能结构, *pgdp* 表示人均收入水平。 η_i 是地区固定效应, γ_t 是时间固定效应。 $\varepsilon_{i,t}$ 是随机误差项。

(二) 变量说明及测度

1. 被解释变量: 为技能偏向性技术进步 (*sbtc*)。根据 Acemoglu^[7] 提出的测度方法进行测算:

$$sbt_{j,t} = \tilde{w}_{j,t}^{\delta/(\delta-1)} / \tilde{h}_{j,t}^{1/(1-\delta)} \quad (14)$$

式(14)中相关变量的含义为:下标 j 表示地区, t 表示时间。 $\tilde{w}_{j,t} = w_{j,h,t}/w_{j,l,t}$ 表示技能溢价, $w_{j,h,t}$ 和 $w_{j,l,t}$ 分别表示高、低技能劳动力的名义工资水平; $h_{j,t} = H_{j,t}/L_{j,t}$ 表示劳动力供给的技能结构, $H_{j,t}$ 和 $L_{j,t}$ 分别表示高、低技能劳动力数量; δ 表示高、低技能劳动力的替代弹性。其中,高、低技能劳动力就业和工资水平的详细估算方法参见沈春苗^[2]的详述,此处不再赘述。

2. 核心解释变量:为制度环境(*ins*)。本文分别计算了反映制度环境的金融深化程度、户籍制度、国企制度和政府研发补贴强度,再利用因子分析法得到反映整体制度质量的综合因子得分。具体地,用金融机构贷款余额占GDP的比例来衡量当前间接融资占主导的金融体系下技术创新所面临的融资约束,该指标越大,意味着金融深化程度越强,对技术创新的资金支持可能也越多。用城镇单位就业人数占年底总人口数的比例来反映户籍制度对劳动力城乡间流动以及对城市内部正规部门和非正规部门间流动的影响。正如张书博和曹信邦^[21]指出的,户籍制度的放松虽然促进了城乡间劳动力的流动,但户籍制度对就业方式的影响效应却未从根本上得到改变。因此,本文采用城镇单位就业数来反映劳动力在正规部门的就业状况,该指标越大,意味着户籍制度改革成效越明显;用城镇私营和个体就业数占城镇总就业数的比例来反映所有制结构差异对劳动力流动的影响。已有研究指出,国企和非国企之间的制度分割所带来的工资和福利水平的体制内外差别是阻碍劳动力在国企与非国企部门间流动的主要因素^[22]。因此,城镇私营和个体就业数占比越高,意味着国企改革成效越明显;用科学技术支出占GDP的比例来测度政府研发补贴强度,用来反映政府财政支出对私人创新动机和外部融资支持的激励程度,该指标越大,意味着克服创新外部性的财政支出的制度安排越完善。其中,金融深化程度计算所需数据来自历年各省份统计年鉴,其他所需数据来自历年《中国统计年鉴》。

3. 调节变量:为GVC分工地位(*gvc*)。目前学界普遍采取的做法是用中间品贸易数据作为GVC分工参与的替代变量,这可能和数据的可获得性以及中间品贸易愈演愈烈的贸易趋势有关^[23]。但该方法事实上反映的是在既定GVC分工地位下的GVC嵌入程度,并不能反映GVC分工地位的变化。也正是基于这一弊端,如何基于投入产出表来测度GVC分工地位已经成为前沿文献的重要研究内容。本文基于Antràs *et al.*^[24]的“产业下游度”思想,对30个省份制造业“GVC分工地位”进行测算。产业下游度数值越大,GVC分工地位越高^⑤。其基本思想是:设 j 行业的产出为 Y_j ,被用做最终品部分为 F_j ,被用作中间品部分为 Z_j ,那么有 $Y_j = F_j + Z_j$ 。其中, Z_j 可能被直接用于中间消耗($\sum_k d_{jk} F_k$)^⑥,也可能被间接用于中间消耗($\sum_{l=1} \sum_{k=1} d_{jl} d_{lk} F_k + \sum_{l=1} \sum_{f=1} \sum_{k=1} d_{jl} d_{lf} d_{fk} F_k + \dots$)。被直接用于中间消耗部分越多,意味着该产业越处于产业链下游;被间接用于中间消耗比重越大,意味着该产业越处于产业链上游。为此,可通过直接的中间消耗比重($\frac{\sum_k d_{jk} F_k}{Y_j - F_j}$)来反映产业下游位置^⑦。开放

情形下的投入产出关系为: $Y_j = F_j + \sum_k (Z_{jk} + X_{jk} - M_{jk} + N_{jk})$,其中, X 表示出口, M 表示进口, N 表示存货变动。当 $\frac{M_{jk}}{M_j} = \frac{X_{jk}}{X_j} = \frac{N_{jk}}{N_j}$ 时,开放状况下的直接消耗系数为: $\tilde{d}_{jk} = d_{jk} \left(\frac{Y_j}{Y_j - X_j + M_j - N_j} \right)$,开放状况下的最终品消费数量为: $\tilde{F}_j = F_j \left(\frac{Y_j}{Y_j - X_j + M_j - N_j} \right)$ 。

则细分制造业“产业下游度”的计算公式为:

$$down_{j,t} = \frac{\sum_k \tilde{d}_{jk} \tilde{F}_{k,t}}{Z_{j,t}} = \frac{\sum_k \tilde{d}_{jk} \tilde{F}_{k,t}}{Y_{j,t} - \tilde{F}_{j,t}} \quad (15)$$

用“产业下游度”衡量的各省份“GVC 分工地位”计算公式为:

$$gvcpi_{i,t} = \sum_{j=1}^{20} down_{j,t} \left(\frac{G_{j,i,t}}{\sum_{j=1}^{20} G_{j,i,t}} \right) \quad (16)$$

式(16)中相关变量的含义为:下标*i*表示地区,*j*和*k*表示二分位细分工业,*G*表示行业增加值,从表达式可以看出,各地区GVC分工地位的实质是各地市20个细分工业“产业下游度”经增加值占比调整的加权平均值。计算所需增加值、总产出、进口、出口和存货变动数据来自历年《中国工业统计年鉴》,由于该年鉴仅公布2008年以前的各行业增加值数据,2008—2015年增加值的估算方法为:假设2008年以后历年增加值占销售产值的比例和2007年相同,以此乘以各年销售产值估算得到增加值。计算所需直接消耗系数矩阵来自30个省份2002年、2007年和2012年总计90张投入产出表。其中,1997—2002年的直接消耗系数矩阵通过2002年各地区投入产出表得到,2003—2008年的直接消耗系数矩阵通过2007年各地区投入产出表得到,2009—2015年的直接消耗系数矩阵通过2012年各地区投入产出表得到。

4. 其他控制变量的选取及测度。外资利用度(*fdi*)用外商投资总额占GDP之比表示,对外贸易度(*open*)用进出口贸易额占GDP之比表示,人均收入水平(*pgdp*)是经GDP价格调整的实际人均GDP水平。劳动力技能结构(*skill*)用大专及以上学历的就业人数与总就业人数的比值衡量。计算所需的原始数据全部来自历年《中国统计年鉴》。

五、实证结果及分析

为直观起见,表1给出了相关变量的描述性统计。制度环境对技能偏向性技术进步影响的实证结果及稳健性检验见表2至表5。

表1 相关变量的描述性统计

(一) 系统GMM两步法的估计结果及分析

表2前两列分别报告了面板数据的固定效应回归和随机效应回归,作为GMM估计结果的参照。后面四列分别报告了逐步引入控制变量的系统GMM两步法估计结果。从回归结果中,我们可以得到以下结论:

变量名	含义	个数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>sbtc</i>	技能偏向性技术进步水平	570	0.121	0.397	0.000	4.656
<i>ins</i>	制度环境	570	0.431	0.166	0.068	1.201
<i>gvcpi</i>	GVC分工地位	570	0.639	0.126	0.014	1.165
<i>fdi</i>	外资利用度	570	0.485	0.627	0.026	5.705
<i>open</i>	对外贸易度	570	0.304	0.361	0.020	1.880
<i>skill</i>	劳动力技能结构	570	0.633	0.395	0.065	4.316
<i>pgdp</i>	人均实际收入水平	570	0.024	0.021	0.000	0.110

资料来源:采用Stata 14.0计算并整理得出。

第一,制度环境改善显著促进了我国制造业的SBTC。模型(3)至(7)显示,在逐步引入控制变量的回归过程中,被解释变量对制度环境的回归系数始终大于零并通过显著性检验,表明制度环境质量越高,技能偏向性技术进步发展越快。由此,前文提出的理论假说1得到证实。自金融危机发生以来,世界经济进入深度调整期,迫切要求中国经济发展动力切换至与高级要素更加互补的SBTC。但是在发达国家跨国公司主导和控制的产品内分工体系下,中国制造业技能偏向性技术进步是很难获得有效发展的。为此通过制度环境改善促进技能偏向性技术进步不失为一条可行的路径。但作为一个典型的转型经济体,我国历史上导致要素市场扭曲的一系列体制机制至今尚未得到根本改变。因此,在未来很长一段时期内,完善制度环境仍将是提高要素配置效率和深化供给侧结构性改革的重点。

第二,制度环境改善对技能偏向性技术进步的促进效应受GVC分工地位的影响。表现为GVC分工地位越高,制度环境改善对技能偏向性技术进步的促进效应越大。模型(6)回归结果显示,在保持其他变量不变前提下,制度环境改善对技能偏向性技术进步的偏效应为: $\partial sbtc / \partial ins = 0.628 + 1.383 \times gvcpi$,意味着本土制造业GVC分工地位每提升1个百分点,制度环境对制造业技能偏向性技术进步的促进效应将增加1.383个百分点。进一步把GVC分工地位的平均值(0.639)代入公式可

以得到偏效应估计值为 1.710,说明在其他因素不变条件下,制度环境每提升 1%,制造业技能偏向性技术进步提高 1.710%。为了检验偏效应估计值的有效性,我们把 $(gvc - 0.639) \times ins$ 得到的值代替模型(6)中交互项的值并重新进行回归,发现制度环境对技能偏向性技术进步的偏效应估计值在 5%水平上通过显著性检验。由此,前文提出的理论假说 2 得到证实。

第三,从控制变量的系数和符号看, fdi 的回归系数为正数且在 1% 显著性水平上通过检验,表明外资引入对我国制造业的技能偏向性技术进步产生了促进效应。出口贸易强度和劳动力技能结构回归系数为负,意味着出口贸易强度越大、制造业部门的技能需求越高,越不利于 SBTC 的发生与发展,这可能与我国以加工贸易为主导的出口贸易结构有很大关系。此外,还可以看到,在表 2 所有各栏的回归估计结果中,滞后一期的技能偏向性技术进步变量均在 1% 显著性水平上对当前的技能偏向性技术进步具有显著正面影响,这一结果意味着技能偏向性技术进步存在“持续性”特征。而人均收入水平的回归系数显著为负,意味着当前的经济发展阶段对技能偏向性技术进步发展产生了抑制效应。

表 2 制度环境对技能偏向性技术进步影响的系统 GMM 估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L. sbtc</i>	0.210 *** (0.001)	0.195 *** (0.001)	0.185 *** (0.002)	0.149 *** (0.003)	0.150 *** (0.004)	0.147 *** (0.005)
<i>ins</i>	1.687 *** (0.024)	1.174 *** (0.033)	1.022 *** (0.024)	0.947 *** (0.047)	1.006 *** (0.064)	0.826 *** (0.056)
<i>ins × gvc</i>		1.115 *** (0.028)	1.208 *** (0.031)	1.459 *** (0.046)	1.235 *** (0.066)	1.383 *** (0.077)
<i>fdi</i>			0.064 *** (0.005)	0.171 *** (0.009)	0.182 *** (0.015)	0.177 *** (0.013)
<i>open</i>				-0.669 *** (0.033)	-0.734 *** (0.034)	-0.725 *** (0.040)
<i>skill</i>					-0.146 *** (0.004)	-0.140 *** (0.005)
<i>pgdp</i>						-1.094 *** (0.290)
<i>cons</i>	-0.648 *** (0.013)	-0.730 *** (0.012)	-0.718 *** (0.017)	-0.594 *** (0.017)	-0.444 *** (0.029)	-0.387 *** (0.038)
<i>N</i>	540	540	540	540	540	540
Wald 检验	72 609.90 [0.000]	41 287.10 [0.000]	141 799.98 [0.000]	23 133.37 [0.000]	36 028.39 [0.000]	34 184.12 [0.000]
AR(1) 检验	-1.694 [0.090]	-1.736 [0.083]	-1.748 [0.080]	-1.757 [0.079]	-1.770 [0.077]	-1.777 [0.076]
AR(2) 检验	0.722 [0.470]	1.034 [0.301]	1.102 [0.271]	0.946 [0.344]	-0.910 [0.363]	-0.393 [0.694]
Sargan 检验	27.360 [1.000]	28.907 [1.000]	27.957 [1.000]	26.053 [1.000]	25.646 [1.000]	23.837 [1.000]

注:***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,圆括号内数字是标准差,方括号内数字是检验对应的 P 值。

(二) 稳健性检验

由于技能偏向性技术进步的测度依赖高低技能劳动力替代弹性取值,故下面用 $\delta = 1.4$ 情形下的 *sbtc* 水平替代被解释变量的样本数据重新进行回归,回归结果见表 3。

为避免因制度环境变量测度误差造成的内生性问题导致回归结果偏误,本文基于 Nunn^[25] 用契约执行效率代理制度质量的思想,用“每百万人律师数”来衡量契约执行效率(*contract*),基于《中国律师年鉴》提供的原始数据,计算得到 30 个省份 2000—2013 年的契约执行效率,替代原制度质量样本数据再进行回归,实证结果见表 4。

最后,考虑到 GMM 方法适用性对实证结果的影响,进一步用解释变量与其平均值差值的三次方作为工具变量^[26],并对工具变量的有效性进行不可识别检验(LM 检验)和弱工具变量检验(F 检验),实证结果如表 5。

表 3 稳健性检验: *sbtc* 重新计算情形下的实证结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L. sbtc</i>	0.040 *** (0.000)	0.037 *** (0.000)	0.038 *** (0.000)	0.019 *** (0.000)	0.020 *** (0.001)	0.020 *** (0.001)
<i>ins</i>	4.473 *** (0.006)	3.356 *** (0.008)	3.510 *** (0.016)	2.705 *** (0.012)	2.716 *** (0.042)	2.522 *** (0.040)
<i>ins × gvcp</i>		2.004 *** (0.012)	1.943 *** (0.011)	2.523 *** (0.016)	2.479 *** (0.052)	2.684 *** (0.051)
<i>open</i>			-0.500 *** (0.003)	-0.907 *** (0.005)	-0.910 *** (0.005)	-0.902 *** (0.009)
<i>fdi</i>				0.449 *** (0.003)	0.451 *** (0.005)	0.436 *** (0.008)
<i>skill</i>					-0.023 *** (0.002)	-0.021 *** (0.002)
<i>pgdp</i>						-1.538 *** (0.123)
<i>cons</i>	-1.829 *** (0.003)	-1.896 *** (0.003)	-1.790 *** (0.012)	-1.686 *** (0.008)	-1.664 *** (0.015)	-1.598 *** (0.020)
<i>N</i>	540	540	540	540	540	540
Wald 检验	2.03e + 06 [0.000]	1.06e + 06 [0.000]	281 009.25 [0.000]	3.54e + 06 [0.000]	3.81e + 06 [0.000]	151 781.58 [0.000]
AR(1) 检验	-1.500 [0.134]	-1.497 [0.134]	-1.497 [0.134]	-1.501 [0.133]	-1.502 [0.133]	-1.502 [0.133]
AR(2) 检验	1.034 [0.301]	1.063 [0.288]	0.998 [0.318]	0.873 [0.383]	0.832 [0.406]	0.865 [0.387]
Sargan 检验	29.339 [1.000]	28.708 [1.000]	27.776 [1.000]	27.290 [1.000]	26.323 [1.000]	28.534 [1.000]

注: ***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,圆括号内数字是标准差,方括号内数字是检验对应的 *P* 值。

表 4 稳健性检验: 契约执行效率代理制度环境情形下的实证结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>sbtc</i>	0.513 *** (0.006)	0.518 *** (0.008)	0.500 *** (0.008)	0.471 *** (0.018)	0.479 *** (0.009)
<i>contract</i>	-0.003 *** (0.000)	-0.004 *** (0.001)	-0.004 *** (0.001)	-0.004 *** (0.001)	-0.005 *** (0.002)
<i>gvcd × contract</i>	0.004 *** (0.000)	0.004 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)	0.007 *** (0.002)
<i>fdi</i>		0.002 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)
<i>open</i>			0.005 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)
<i>skill</i>				-0.005 *** (0.000)	-0.005 *** (0.000)
<i>pgdp</i>					-0.068 *** (0.013)
<i>cons</i>	0.009 *** (0.000)	0.008 *** (0.001)	0.008 *** (0.000)	0.012 *** (0.001)	0.013 *** (0.001)
<i>N</i>	390	390	390	390	390
Wald 检验	21 841.01 [0.000]	9 668.61 [0.000]	9 575.78 [0.000]	6 566.45 [0.000]	9 916.57 [0.000]
AR(1) 检验	-1.463 [0.143]	-1.484 [0.138]	-1.483 [0.138]	-1.410 [0.159]	-1.409 [0.159]
AR(2) 检验	-1.919 [0.055]	-2.645 [0.008]	-2.285 [0.022]	-2.501 [0.012]	-1.962 [0.050]
Sargan 检验	29.817 [1.000]	29.059 [1.000]	28.922 [1.000]	28.820 [1.000]	27.928 [1.000]

注: ***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,圆括号内数字是标准差,方括号内数字是检验对应的 *P* 值。

六、结论及启示

后金融危机时期,如何有效促进我国制造业的 SBTC 成为重要的研究课题。对此,现有研究主要从增加政府对高科技产品采购、开展逆向外包等视角进行了十分有益的探索,但本文理论分析认为,越是知识和技能密集型的活动对制度环境的要求越高,因此,研究技能偏向性技术进步不能忽略制度环境。

本文通过理论模型和实证检验研究了制度环境对技能偏向性技术进步的作用方向和影响机制。首先,把制度环境纳入包含工序生产特征的三部门决策的一般均衡模型,从理论上证明了制度环境改善能够促进 SBTC,并且制度环境改善对 SBTC 的促进作用受 GVC 分工地位的影响。然后,利用 1997—2015 年 30 个省份面板数据对模型分析提出的理论假说进行了实证检验。结果表明,制度环境改善有助于技能偏向性技术进步的发展,GVC 分工地位改善能够增强制度环境对技能偏向性技术进步的促进效应。

本文的研究结论对于中国工业迈向中高端、中国经济加快实现结构调整和转型升级具有重要的政策含义。首先,发展技能偏向性技术进步需要完善制度环境。围绕供给侧结构性改革深化户籍制度和国企改革,进一步放开户籍限制和国企进入门槛,增加劳动力在地区间、行业间的流动性,为发展技能偏向性技术进步提供有效的劳动力市场支持。通过多层次金融体系的建设完善金融环境,提高直接融资特别是股权融资的比重,为愿意向技能偏向性技术进步追加投资或创新的企业提供外部的资金支持。此外,还需要同深化财政体制改革相结合,通过政府设立创业投资基金等政策方式引导社会资金充分进入高科技产品创新领域,形成促进技能偏向性技术进步发展的长效机制。其次,发展技能偏向性技术进步需要大力提升工业部门的 GVC 分工地位。利用后金融危机时期发达国家消费疲软而国内市场需求相对旺盛的机会,鼓励本土制造业企业走出去兼并收购处于产业链上游或全球价值链高端的国外企业,或进入研发设计环节,或步入品牌、营销、售后环节,获得攀升价值链高端所需的先进技术和成熟管理经验,进而提高本土企业的市场竞争力和产品附加值。利用国内外厂商抢占本土市场的契机以及本土企业更加了解国内消费者需求偏好的优势,促进本土跨国公司尤其是以民营企业为主导的跨国公司加快成长,形成一批具有国际竞争力的自主品牌和以本土企业为主导的国内价值链或全球价值链,提升整体工业的创新能力和国际竞争力。通过“走出去”和“引进来”助力中国制造尽快突破 GVC “低端锁定”困境。

表 5 稳健性检验:工具变量法情形下的实证检验

	(1) first stage of 2sls	(2) second stage of 2sls	(3) liml	(4) gmm	(5) gmml
<i>ins(iv1)</i>	-0.278 *** (0.063)	0.750 * (0.416)	0.750 * (0.416)	0.750 * (0.416)	0.750 * (0.416)
<i>gvcp(iv2)</i>	4.747 *** (0.818)	0.266 ** (0.115)	0.266 ** (0.115)	0.266 ** (0.115)	0.266 ** (0.115)
<i>fdi</i>	-0.012 *** (0.004)	0.154 ** (0.075)	0.154 ** (0.075)	0.154 ** (0.075)	0.154 ** (0.075)
<i>open</i>	0.060 *** 0.008	-0.159 * (0.096)	-0.159 * (0.096)	-0.159 * (0.096)	-0.159 * (0.096)
<i>skill</i>	0.009 0.007	-0.102 *** (0.027)	-0.102 *** (0.027)	-0.102 *** (0.027)	-0.102 *** (0.027)
<i>pgdp</i>	0.719 *** 0.168	-3.160 *** (0.765)	-3.160 *** (0.765)	-3.160 *** (0.765)	-3.160 *** (0.765)
<i>cons</i>	0.605 *** 0.008	-0.258 (0.181)	-0.258 (0.181)	-0.258 (0.181)	-0.258 (0.181)
<i>N</i>	570	570	570	570	570
2SLS: 工具变量有效性检验					
不可识别检验	Kleibergen - Paap rk LM				36.418 ***
	Cragg - Donald Wald F statistic				228.719
	Kleibergen - Paap Wald rk F statistic				25.791
弱工具变量检验	Stock - Yogo		10% maximal IV size		7.03
	weak ID test		15% maximal IV size		4.58
	critical values		20% maximal IV size		3.95
			25% maximal IV size		3.63
内生性检验	Durbin (score) chi2(1)				1.221 8 [0.542 9]
	Wu - Hausman F(1,562)				0.602 5 [0.547 8]

注:***、**和* 分别表示 1%、5%和 10% 的显著性水平,圆括号内数字是标准差,方括号内数字是检验对应的 P 值。

注释:

- ①是指高等教育扩张背景下我国大学生就业难,以及农民工平均工资接近或者高于普通本科毕业生工资的现象。
- ②由于低端环节嵌入程度提高未必会带来 GVC 分工地位提升,但高端环节嵌入程度提高却往往伴随 GVC 分工地位提升,因此这里用高技能中间品厂商承接外包的程度来反映 GVC 分工地位。
- ③ $x_{i,h,d,t}(s)$ 表示满足本土企业所需的各阶段高技能投入品数量, $x_{i,h,f,t}(s)$ 表示满足国外企业所需的各阶段高技能投入品数量。
- ④由于西藏自治区 2002 年和 2007 年投入产出表缺失,为保证所有变量的省份截面相同,统一把西藏自治区从样本数据中剔除。
- ⑤从产业链上的附加值分布看,微笑曲线两端的设计和研发,以及销售和售后的附加值明显高于制造环节,而本文利用 I-O 计算产业下游度时,仅涉及从生产到最终消费的产业链环节,即并未将设计和研发等服务环节包含在内,因此,产业下游度数值越大,意味着产业附加值水平越高,从而 GVC 分工地位越高。这与 Antràs *et al.* [24] 实证检验揭示的“经济体法治越健全、金融发展水平越高、人力资本存量越高的经济体,下游产品出口贸易量越高”,以及 Costinot *et al.* [20] 利用序贯生产模型证明的“均衡状态下发达国家更加专业化于下游阶段”的结论一致。
- ⑥ $d_{j,k}$ 为直接消耗系数,其经济含义是生产单位 k 产品所直接消耗的 j 产品数量。
- ⑦反之,可通过间接的中间消耗比重 $\left(\frac{\sum_{l=1}^n \sum_{k=1}^n d_{jl} d_{lk} F_k + \sum_{l=1}^n \sum_{f=1}^n \sum_{k=1}^n d_{jl} d_{lf} d_{fk} F_k + \dots}{Y_j - F_j} \right)$ 来反映产业上游位置。

参考文献:

- [1] ACEMOGLU D. Why do new technologies complement skills? Directed technical change and wage inequality [J]. The quarterly journal of economics, 1998, 113(4): 1055-1089.
- [2] 沈春苗. 逆向外包与技能偏向性技术进步 [J]. 财经研究, 2016(5): 43-52.
- [3] 聂辉华, 邹肇芸. 中国应从“人口红利”转向“制度红利” [J]. 国际经济评论, 2012(6): 124-135 + 7.
- [4] YOUNG A. Gold into base metals: productivity growth in the people's republic of China during the reform period [J]. Journal of political economy, 2003, 111(6): 1220-1261.
- [5] EICHER T S, TURNOVSKY S J. Convergence in a two-sector nonscale growth model [J]. Journal of economic growth, 1999, 4(4): 413-428.
- [6] KATZ L F, MURPHY K M. Changes in relative wages, 1963—1987: supply and demand factors [J]. The quarterly journal of economics, 1992, 107(1): 35-78.
- [7] ACEMOGLU D. Directed technical change [J]. The review of economic studies, 2002, 69(4): 781-809.
- [8] ACEMOGLU D, GANCIA G, ZILIBOTTI F. Offshoring and directed technical change [J]. American economic journal: macroeconomics, 2015, 7(3): 84-122.
- [9] ACEMOGLU D. Technical change, inequality, and the labor market [J]. Journal of economic literature, 2002, 40(1): 7-72.
- [10] KRUSELL P, OHANIAN L E, RÍOS-RULL J V, et al. Capital-skill complementarity and inequality: a macroeconomic analysis [J]. Econometrica, 2000, 68(5): 1029-1053.
- [11] FREEMAN R B, KLEINER M M. The last American shoe manufacturers: decreasing productivity and increasing profits in the shift from piece rates to continuous flow production [J]. Industrial relations: a journal of economy and society, 2005, 44(2): 307-330.
- [12] CHU A C, COZZI G, FURUKAWA Y. Effects of economic development in China on skill-biased technical change in the US [J]. Review of economic dynamics, 2015, 18(2): 227-242.
- [13] 董直庆, 蔡啸, 王林辉. 技能溢价: 基于技术进步方向的解释 [J]. 中国社会科学, 2014(10): 22-40 + 205-206.
- [14] 王俊, 胡雍. 中国制造业技能偏向性技术进步测度与分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2015(1): 82-96.
- [15] 王林辉, 蔡啸, 高庆昆. 中国技术进步技能偏向性水平: 1979—2010 [J]. 经济学动态, 2014(4): 56-65.
- [16] 宋冬林, 王林辉, 董直庆. 技能偏向型技术进步存在吗? ——来自中国的经验证据 [J]. 经济研究, 2010

(5): 68-81.

- [17] 都阳. 制造业企业对劳动力市场变化的反应: 基于微观数据的观察 [J]. 经济研究, 2013(1): 32-40 + 67.
- [18] 杨飞. 市场化、技能偏向性技术进步与技能溢价 [J]. 世界经济, 2017(2): 78-100.
- [19] 沈春苗, 郑江淮. 宽厚的政府采购、挑剔的消费者需求与技能偏向性技术进步 [J]. 经济评论, 2016(3): 39-49.
- [20] COSTINOT A, VOGEL J, WANG S. An elementary theory of global supply chains [J]. Review of economic studies, 2012, 80(1): 109-144.
- [21] 张书博, 曹信邦. 正规就业与非正规就业中户籍歧视力度探究——基于倾向值匹配的分析 [J]. 南京财经大学学报, 2017(1): 72-80.
- [22] 张展新. 劳动力市场的产业分割与劳动人口流动 [J]. 中国人口科学, 2004(2): 47-54 + 82.
- [23] 戴翔, 金碚. 产品内分工、制度质量与出口技术复杂度 [J]. 经济研究, 2014(7): 4-17 + 43.
- [24] ANTRÀS P, CHOR D, FALLY T, et al. Measuring the upstreamness of production and trade flows [J]. American economic review, 2012, 102(3): 412-416.
- [25] NUNN N. Relationship-specificity, incomplete contracts, and the pattern of trade [J]. The quarterly journal of economics, 2007, 122(2): 569-600.
- [26] LEWBEL A. Constructing instruments for regressions with measurement error when no additional data are available, with an application to patents and R&D [J]. Econometrica, 1997, 65(5): 1201-1213.

(责任编辑: 雨 珊)

Institutional environmental improvement and skill-biased technological change

SHEN Chunmiao¹, ZHENG Jianghuai²

(1. School of Business, Nanjing Normal University, Nanjing 210023, China;

2. School of Economics, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: Skill-biased technological change (SBTC) has played an important role in promoting the economic development of developed countries. How can we do to make SBTC develop effectively? The existing literatures emphasize the importance of global value chain (GVC) division to SBTC, but generally ignore the role of institutional environment. This paper incorporates institutional factor into sequential production function that reflects the characteristics of GVC division, and examines the influencing mechanism of institutional environment on SBTC under equilibrium condition. Theoretical analysis shows that institutional environment improvement can promote SBTC, but the promotion effect is regulated by the position of GVC division. The hypotheses are supported by empirical test using panel data of 30 cities from 1997 to 2015. The study has important implication for the deepening of institutional change and transformation of innovation mode.

Key words: institutional environment; GVC division; skill-biased; technological progress; structural transformation